

# 种植结构“趋粮化”：劳动力外流的影响及其异质性

彭长生<sup>1</sup>, 黄兴宇<sup>1</sup>, 钟钰<sup>2</sup>

(1.安庆师范大学 经济与管理学院, 安徽 安庆 246011; 2.中国农业科学院 农业经济与发展研究所, 北京 100081)

**摘要:** 已有关于农业种植结构“趋粮化”研究忽视粮食作物的品种结构差异和区域差异, 存在以户为单位度量劳动力外流的选择差错及要素替代发生主体不一致带来的行为逻辑分析偏误。基于全国农村固定观察点2004—2018年村级面板数据, 实证分析劳动力外流对农业种植结构“趋粮化”的影响及其异质性。结果表明: 相悖于现有文献的主流观点, 整体上农村劳动力外流对粮食种植比例的影响不显著, 水稻主产区农村劳动力外流甚至会显著抑制种植结构“趋粮化”, 这一结论经过多重稳健性检验依然成立。原因在于, 劳动力外流显著促进了土地流转和规模经营, 强化了水稻种植“双改单”和复种指数下降的趋势。

**关键词:** 种植结构; 复种指数; 劳动力外流; 要素替代; 土地流转

中图分类号: F301.0

文献标识码: A

文章编号: 1009-2013(2024)04-0022-09

## The impact and the heterogeneity of labor outflow on grain-oriented planting structure

PENG Changsheng<sup>1</sup>, HUANG Xingyu<sup>1</sup>, ZHONG Yu<sup>2</sup>

(1.College of Economics and Management, Anqing Normal University, Anqing 246011, China; 2.Institute of Agricultural Economics and Development, Chinese Academy of Agricultural Sciences, Beijing 100081, China)

**Abstract:** The existing studies on the grain-oriented planting structure ignore the variety structure differences and regional differences of food crops, and there are some errors in the selection of household as the unit to measure labor outflow and behavioral logic analysis errors caused by the inconsistency of the main body of factor substitution. Based on the panel data from fixed observation points in rural areas nationwide from 2004 to 2018, the heterogeneous impact and mechanism of labor outflow on the grain-oriented planting structure have been studied empirically. The results indicate that, contrary to the mainstream views in existing literature, the influence of labor outflow on the proportion of grain planting is not significant on the whole. The labor outflow in major rice producing areas even restrains the grain-oriented planting structure obviously. The findings are testified by multiple robustness tests. The reason lies in that labor outflow massively increases land transfer and scale management, thus giving momentum to the change from double cropping rice to single cropping rice and the decrease in multiple cropping index.

**Keywords:** grain-oriented planting structure; multiple cropping index; labor outflow; factor substitution; land transfer

### 一、问题的提出

“粮食足则天下安”, 粮食安全是“国之大者”, 是保障国家安全的重要基础。粮食总量不足、区域供求矛盾和品种结构不平衡等结构性矛盾突出, 是我国粮食安全和食物保障将面临的长期挑战<sup>[1]</sup>。

收稿日期: 2023-12-21

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(23BGL264); 中国农业科学院科技创新工程项目(10-IAED-01-2023)

作者简介: 彭长生(1973—), 男, 安徽铜陵人, 教授, 主要研究方向为农地制度改革、农村公共品供给和粮食问题。

改革以来, 随着我国城镇化进程不断推进, 城乡二元化结构逐渐被打破, 大量农村劳动力离开农村进城务工。劳动力大量外流导致农业劳动供给快速减少, 农村“谁来种地”的问题日渐突出<sup>[2]</sup>。在部分农村地区, 农业家庭经营代际传递受阻。一些山地、丘陵农地闲置比例接近10%, 西南地区非粮作物种植比例高达46%<sup>[3]</sup>。农村劳动力大量外流与种植结构到底存在何种关系? 理论上, 粮食作物和非粮作物的劳动和资本投入量差异较大, 农村劳动力大量外流导致劳动力供给减少和劳动力成本

上升,为机械要素替代和农地流转创造了条件,给农户在决定农作物品种和种植面积上带来更多的选择。

早期文献认为,外出务工带来的收入增加和流动性约束的缓解有助于农户种植经济作物<sup>[4]</sup>。国外学者的研究也发现,农村劳动力转移不仅导致粮食作物的种植面积下降,还提高了经济作物种植及家禽家畜养殖的比例<sup>[5-7]</sup>。随着农业机械化水平和农业社会化服务水平的提升,粮食生产机械化程度提高、劳动力投入减少,加之农户外出务工产生较高的非农收入用于增加机械投入,部分地缓解了劳动力的约束<sup>[8]</sup>,最终促进了粮食作物种植<sup>[9,10]</sup>。还有,劳动力外流有利于土地流转和规模经营从而促进“趋粮化”<sup>[11,12]</sup>,而生产性服务业水平提高则强化了农户种植结构的“趋粮化”<sup>[13]</sup>。也有学者认为,由于劳动力流失和工资收入增加分别对农户的农业生产产生了消极和积极的影响,不同的研究样本会得到不同的结论<sup>[14]</sup>。

综上,尽管早期文献认为劳动力大量外流促进了种植结构“非粮化”和降低了粮食产量,但随着农业科技进步,机械要素替代和生产投入增加<sup>①</sup>,我国粮食总产量连续多年增加,种植结构“趋粮化”比较明显。这在一定程度上缓解了政府对农村劳动力大量外流可能带来粮食安全风险的忧虑,但已有文献还存在如下不足:第一,现有文献未能区分粮食作物的品种结构差异和区域差异。应该看到,要素替代是有约束条件的。比如水稻和小麦的种植环境、生长周期等存在差异,种植结构受土地流转和要素禀赋条件的影响存在显著差异<sup>[15]</sup>,劳动力外流对它们影响的差异值得关注。第二,农户粮食生产行为分析缺乏可靠的微观基础。现有文献大多基于农户样本和线性行为决策模型分析农户粮食种植和结构调整行为<sup>[16-18]</sup>,这并非完全符合农村现实。已有多数文献中,核心解释变量的劳动力外流一般采用家庭农业劳动力数量来度量,被解释变量采用粮食种植面积占比表征。而真实世界中,农户流动行为模式多数是整体上选择是否流动,农户粮食种植结构调整很少是连续变化的。这使得已有文献观点的可靠性存疑。第三,劳动力外流主体和要素替代发生主体不一致带来行为逻辑分析的偏误。在微观层面,农村劳动力外流和非农就业的农户多数会

离开农业生产,发生要素替代的主体是转入大户而非外出务工的转出农户。这意味着现有基于要素替代理论和农户数据的实证研究设计与现实情况存在较大的偏差<sup>②</sup>,即在微观农户层面,用小农户的劳动力外流解释大农户种植结构调整的样本主体不匹配问题。

基于此,本文拟利用全国农村固定观察点村级面板数据,将农业种植结构界定为粮食作物和非粮食作物种植面积之间的比例关系,将粮食作物种植面积占总种植面积的比重,即粮食种植比例来表征农业种植结构的“趋粮化”程度,以外出劳动力占比来表征劳动力外流状况,分析了劳动力外流对农业种植结构“趋粮化”在不同主粮产地的影响及作用机制。

## 二、理论分析

农村劳动力外流在增加农民总收入的同时,会改变农村原本的资源禀赋进而影响农业种植结构。相关统计数据显示,2000年以来,伴随着农村劳动力持续大规模外流<sup>③</sup>,全国粮食种植比例保持稳定,但呈现较强的区域差异性和阶段性特征,且作为主要口粮的水稻和小麦的种植比例有明显下降趋势<sup>④</sup>。理论上,劳动力外流引起农业劳动供给减少和农业劳动力要素成本上升,促进要素替代和土地流转,从而对农业种植结构产生重要影响。

### 1. 要素替代对种植结构的影响及其异质性

劳动力外流和非农就业会导致农村劳动力紧缺,农业生产中劳动力要素供给下降。而且,外出务工的农村劳动力大多数为青壮年劳动力,2021年16~40岁农民工占比为48.2%,农村青壮年劳动力外流导致农业实际劳动供给量减少。理论上,农业劳动力减少和农业劳动工资增加给农业要素替代创造了条件。但在现实世界中,发生要素替代存在特定的约束条件。一方面,机械替代劳动受替代难易程度的约束。机械耕作的必要条件是土地细碎化程度低,宜机化程度高<sup>[19]</sup>,不同区域种植结构调整的差异与机械替代劳动的难易程度相关<sup>[20]</sup>。另一方面,购买社会化劳动服务、机械替代的必要条件是农户有意愿增加家庭农业投资,促进农业种植集约化<sup>[21]</sup>。现实情况是,我国农村劳动力外流后基本上离开农业生产,农村劳动力转移反而降低了家庭对

农地的投资, 农民工收入主要用于住房、消费、教育、医疗服务等支出<sup>[22,23]</sup>, 大部分小农户并不会用非农就业收入“反哺”农业生产。

此外, 不同品种粮食主产区的要素替代难度的差异较大。从小麦和水稻主产区的地理地形特征看, 小麦主产区多数在北方平原地区, 水稻主产区多数在南方丘陵山区和部分平原地区, 且存在单季稻和双季稻两种种植模式。相对而言, 水稻主产区的土地细碎化程度高, 机械耕作难度大, 要素替代难度大, 加上温热和水资源条件好, 发展非粮作物的经济效益好, 部分地区劳动力外流会促进种植结构“非粮化”。

综上, 劳动力外流并不会必然导致要素替代发生, 水稻主产区劳动力外流会抑制种植结构“趋粮化”。

## 2. 土地流转和规模经营对种植结构的影响及其异质性

农业生产中, 要素约束条件改变会促使农业生产策略发生调整。我国农户家庭人均承包土地面积较小, 全国人均耕地面积仅为 0.1 公顷<sup>⑤</sup>。因人均耕地较少, 农业生产难以产生规模效益, 多数农民选择外出务工, 将土地流转出去收取租金, 或者由留守的非青壮年劳动力用作“口粮田”。在平原地区, 机械化程度和农业社会化服务水平较高, 机械替代劳动的比较收益更高, 农户倾向于选择生产外包服务或者将农地转出。而在丘陵山区, 宜机化程度低导致机械化作业难度大, 耕地完全由农户自己耕种的情况会相对多一些。整体来看, 随着农村劳动力老龄化和女性化不断加深, 劳动力大量外流后土地将进一步向大户流转实现规模经营。

复种指数高低受当地温热条件、土壤肥力、劳动力和科技水平等因素影响, 我国复种指数存在较大的区域差异性。北方小麦主产区粮食种植模式主要分为淮河以北长城以南地区的“冬小麦+玉米或大豆”模式, 以及长城以北地区的“春小麦+玉米或大豆”模式, 一年两季的种植模式比较普遍, 整体上复种指数较为稳定。南方水稻主产区粮食种植模式通常有“单季稻”“双季稻”“单季稻+油菜或冬小麦”等, 不同粮食种植模式会带来复种指数的差异。与传统的“双季稻”种植模式相比, 水稻种植“双改单”意味着水稻播种面积下降和粮食复种指数下降, 农村劳动力外流是否以及如何引起水稻主产区“双改单”值得关注。

由于气候条件和地理环境等因素, 江西、湖南等长江流域省份是我国主要的双季稻主产区。随着农业社会化服务水平和机械化水平的提高, 农村劳动力外流为土地流转和规模经营创造了条件, 但由此带来的租金成本也在不断提高。以江西省和湖南省为例, 亩均租金分别从 2004 年的 92.51 元和 68.21 元增加到 2018 年的 302.91 元和 351.91 元, 分别增加了 2.27 倍和 4.16 倍, 绝对水平增加了 210.4 元和 283.7 元<sup>⑥</sup>。与单季稻相比, 种植双季稻可以摊薄土地租金成本, 加上种植双季稻有一定的政府补贴, 其经济收益理应较好。但从 1990 年中后期开始, 我国长江流域单双季水稻主产区双季稻播种面积减少和“双改单”趋势明显<sup>[24]</sup>。这引起了政府及学界的重视。2004 年国家开始取消农业特产税和减免农业税, 推行种粮农户直接补贴、良种补贴和大型农机具购置补贴等三项补贴政策, 2005 年又大幅提高粮食收购价格, 使种粮收益达到历史较高水平, 但我国水稻种植仍然出现了普遍的“双改单”现象。以江西省和湖南省为例, 2004 年以后, 双季稻种植比例均有所提升, 但江西省从 2010 年, 湖南省从 2012 年达到顶峰后开始持续下降。水稻种植“双改单”趋势与劳动力持续外流的趋势整体上保持一致, 背后重要的原因在于: 一是, 劳动力外流导致农业劳动供给减少和劳动力成本提高, 增加了粮食生产投入的直接成本, 使得双季稻种植的边际收益下降。仍以江西省和湖南省为例, 包含了机会成本在内的人工成本分别从 2004 年的亩均 336.12 元和 334.21 元增加到 2018 年的 793.75 元和 710.81 元, 增加了 1.36 倍和 1.13 倍, 但绝对水平分别增加了 457.63 元和 376.6 元<sup>⑥</sup>。来自水稻主产区农村调查发现, 与双季稻相比, 单季稻投入成本少一半, 且产量更高, 流转大户更加倾向于种植单季稻, 而小农户外出非农就业减少了农业劳动供给, 也会导致农户放弃双季稻而改种单季稻<sup>[25,26]</sup>。此外, 劳动力外流后土地流转和规模经营的比例提高带来土地租金提高, 双季稻种植的边际收益下降导致“双改单”成为农户的理性选择, 水稻总种植面积反而可能下降。根据蒋敏等<sup>[27]</sup>测算, 1990—2015 年, 水稻复种指数从 148.3% 下降到 129.3%, 水稻“双改单”损失的种植面积为 253.16 万公顷, 全国水稻减产 6.1%。二是, 劳动力持续外流导致农村非农就业机会和收入增

加,从而间接地提高了农业劳动的机会成本。一般而言,种植单季稻的农户只需要在播种到收割期间在农村生活,而双季稻种植需要全年待在农村,这使得种植双季稻农户的非农就业机会和非农收入大幅减少。可见,随着农村劳动力持续外流,劳动力成本增加的绝对水平远远高于土地租金成本的增加,双季稻种植摊薄租金的好处难以弥补劳动力成本上升带来的负面影响。

现有多数文献中,“趋粮化”指标用粮食种植比例,即粮食种植面积与总种植面积之比来度量。理论上,这个指标值如果小于 1,这个指标的分子和分母同时减少相同数值,则导致整个指标数值也会减少。由此,在水稻主产区劳动力外流后土地流转和规模经营提高的同时,引起劳动力成本和土地租金成本的大幅提升,导致种植面积和粮食复种指数下降,这是劳动力外流抑制种植结构“趋粮化”的中间机制。

### 三、模型构建和数据来源

#### (一) 模型与变量设定

为检验农村劳动力外流与农业种植结构的关系,本文构建以下多元回归模型:

$$Y_{it} = \alpha + \beta L_{it} + X_{it}\gamma + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,因变量 $Y_{it}$ 表示村庄 $i$ 在 $t$ 年的农业种植结构,用村庄所有农户粮食种植面积与农作物总种植面积之比来测度村庄农业种植结构“趋粮化”

倾向<sup>⑦</sup>。 $L_{it}$ 是核心自变量,为村庄外出务工劳动力占村庄劳动力的比例(简称“劳动力外流比例”), $X_{it}$ 是一组影响村庄农户种植决策的控制变量。参照钟甫宁、江光辉、马俊凯等研究文献<sup>[18,28,29]</sup>,选取如下控制变量:村庄资源禀赋包括人均耕地面积以及道路硬化率;村庄地理位置包含与主干道距离和是否为城郊;地形地貌分为平原、丘陵、山地三种;政策指标采用是否为粮食主产省等指标来度量;村民劳动力特征选取高中以上劳动力占比来度量文化水平;预期价格使用上一年粮食平均价格度量,预期成本采用上一年粮食平均成本度量。 $\mu_i$ 是村庄级非观测效应; $\varepsilon_{it}$ 是随机扰动项,为控制村庄层面因村而异和因时而变化的不可观测因素; $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$ 是回归模型的待估参数。

#### (二) 数据来源

研究劳动力流动对农业种植结构的影响效应和作用机制,需要较长时间跨度、区域特征差异明显、覆盖范围较广的跟踪调查数据,农业农村部农村固定观察点村庄层面的调查数据为本文研究提供了条件。本文研究样本时间为 2004—2018 年,其中,2005 年、2007 年和 2009 年村庄样本基本缺失,为了保持研究样本的可比性和连续性,最终以间隔的偶数年为样本时间。由于部分样本村庄的数据缺失,以及删除部分存在较为明显统计偏误的村庄,最终选取 298 个样本村庄,共计 8 期的平衡面板数据。有关变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量定义与描述性统计

变量	变量定义	均值	标准差
粮食种植比例(Y)	粮食作物种植面积与总种植面积之比(%)	70.731	45.661
劳动力外流比例	外出劳动力人数占村庄劳动力的比重(%)	32.662	23.361
人均耕地面积	耕种总面积比人口总数(亩/人)	1.778	2.361
道路硬化率	村庄硬化道路占比(%)	66.756	33.291
与主干道距离	村庄到主干道的距离(公里)	2.126	2.920
粮食主产省	是=1,否=0	0.577	0.494
平原	是=1,否=0	0.426	0.495
丘陵	是=1,其他=0	0.326	0.469
城郊	是=1,否=0	0.162	0.369
预期价格	去年粮食平均价格(元/百公斤)	210.256	54.248
预期成本	去年粮食平均成本(元/百公斤)	168.73	63.124
文化水平	高中以上劳动力占比(%)	16.532	17.672

注:预期价格和预期成本数据来源于历年《全国农产品成本收益资料汇编》。

### 四、实证结果

#### (一) 基准回归

由于大部分控制变量不随时间变化而改变,面

板固定效应模型默认这些不随时间变化的控制变量不会对因变量产生影响,且 Hausman 检验结果表明适合随机效应模型,因此本文基准回归分析均使用面板随机效应模型,见表 2。为进一步分析劳动

力外流对不同粮食主产区粮食种植比例的影响,本文依据村庄实际种植情况将村庄样本分为水稻主产区和小麦主产区<sup>⑥</sup>,并分别进行估计。表2的回归结果显示,劳动力外流比例仅在列(2)水稻主产区通过了10%显著性水平检验,而基于全国样本数据和小麦主产区样本的劳动力外流比例的回归系数不显著,表明农村劳动力外流不一定会促进种植结构“趋粮化”。水稻主产区样本的估计结果表明,劳动力外流对粮食种植比例有显著负向影响,这与现有文献中劳动力外流促进种植结构“趋粮化”的主流观点相背离。

表2 模型回归估计结果(粮食种植比例)

变量	(1)	(2)	(3)
	全样本	水稻主产区	小麦主产区
劳动力外流比例	-0.021 (0.051)	-0.063* (0.033)	0.061 (0.096)
人均耕地面积	1.748*** (0.479)	1.528*** (0.405)	1.375 (1.801)
其他控制变量	控制	控制	控制
常数项	66.214*** (4.068)	64.704*** (4.263)	67.962*** (11.796)
拟合度/R <sup>2</sup>	0.320	0.362	0.202
样本量	2 384	1 432	952

注:括号内为稳健标准误,\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。下同。

水稻是我国农业播种面积、总产量和单产水平最高的粮食作物,水稻生产的波动会直接影响我国的粮食供给总量和粮食安全<sup>[30]</sup>。为此,本部分进一步研究水稻主产区劳动力外流对种植结构的影响,结果如表3所示。列(1)是混合最小二乘法(OLS)估计结果,列(2)是个体固定效应模型估计结果,列(3)是随机效应模型估计结果,列(4)是随机效应模型工具变量法(RE-IV)估计结果。为解决因不可观测因素而产生的内生问题,本文借鉴Taylor等<sup>[31]</sup>的经验做法,选取村庄滞后一期的外出务工人数和滞后一期粮食种植比例作为工具变量。针对该模型工具变量的不可识别检验拒绝了原假设,弱工具变量结果也大于10,表明该工具变量选取科学、可靠。

工具变量法的参数估计和验证结果显示,水稻主产区村庄劳动力外流比例对粮食种植比例有显著负向影响,表明劳动力外流比例越高,该村的粮食种植比例越低。从系数大小来看,劳动力外流比例每增加一个1个百分点,粮食种植比例下降0.213

个百分点。

控制变量中,人均耕地面积对粮食种植比例有显著正向影响,表明村庄的耕地资源越丰富,粮食种植比例越高。粮食主产省对村庄粮食种植比例的影响显著为正,这与方振等<sup>[32]</sup>的研究结论一致。城郊的参数估计量为负且在5%水平下显著,原因在于城郊的非农就业机会多,经济作物的需求大。

表3 水稻主产区样本回归估计结果(粮食种植比例)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	FE	RE	RE-IV
劳动力外流比例	-0.065** (0.026)	-0.066* (0.036)	-0.063* (0.033)	-0.213* (0.128)
人均耕地面积	0.325 (0.658)	0.337 (0.618)	1.528*** (0.405)	1.398*** (0.463)
道路硬化率	-0.026 (0.021)	-0.023 (0.034)	-0.028 (0.029)	-0.020 (0.021)
与主干道距离	0.194 (0.512)	0.194 (0.501)	0.189 (0.377)	-0.213 (0.411)
粮食主产省	32.794* (17.711)	—	6.553** (3.284)	6.834* (3.773)
平原	-16.192 (14.889)	-17.017 (16.460)	-5.867 (4.778)	-3.598 (4.580)
丘陵	-13.008 (8.576)	-13.472 (16.368)	-1.814 (4.553)	1.775 (4.453)
城郊	-6.893 (8.606)	-6.180*** (1.088)	-7.100* (3.749)	-8.578** (4.166)
预期价格	0.056* (0.031)	0.114 (0.092)	0.581* (0.083)	0.077** (0.033)
预期成本	-0.027 (0.031)	0.012 (0.045)	-0.029 (0.032)	-0.038 (0.029)
文化水平	-0.133 (0.026)	-0.014 (0.039)	-0.026 (0.039)	0.011 (0.041)
常数项	72.113*** (4.828)	74.845*** (14.012)	64.704*** (4.263)	66.697*** (5.084)
拟合度/R <sup>2</sup>	0.336	0.311	0.362	0.357
样本量	1432	1432	1432	1432

## (二) 稳健性检验

### 1. 增减控制变量和样本

为防止加入控制变量而影响核心解释变量劳动力外流比例的显著性,本部分采用增减控制变量的方式来检验模型估计结果的稳健性。如表4所示,列(1)是剔除地形地貌控制变量以及预期成本和预期价格控制变量的估计结果;列(2)为仅剔除地形地貌控制变量的估计结果,核心解释变量劳动力外流比例的估计系数依然显著为负;列(3)在模型中加入农作物耕种比(农作物种植面积/耕地耕种面积)以及该变量的平方作为控制变量,核心控制变量劳动力外流比例在5%水平下显著为负。农

作物耕种比的估计系数显著为负，其变量的平方估计系数显著为正，原因是当农作物种植规模扩大时，农户会优先种植劳动投入较大、土地投入较少的经济作物，当种植规模到达一定程度时经济作物的边际收益下降，农户会选择增加粮食作物的种植比例，农作物耕种比和粮食种植面积占比呈“U”形曲线关系，该研究与马俊凯等<sup>[33]</sup>的研究结果一致。列(4)是除去东北地区样本的估计结果。农村劳动力外流对粮食种植比例的影响机制之一是农户降低水稻复种指数，而东北地区几乎不存在双季稻。在剔除东北地区样本后核心解释变量依然在 10% 水平下显著为负。

表 4 稳健性检验回归估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
劳动力外流比例	-0.054* (0.031)	-0.063* (0.033)	-0.066** (0.033)	-0.053** (0.032)
平原			-6.467 (4.694)	-11.128** (5.213)
丘陵			-1.614 (4.522)	-0.036 (0.046)
预期价格		0.059* (0.033)	0.052* (0.032)	0.001 (0.001)
预期成本		-0.028 (0.033)	-0.019 (0.032)	-0.003 (0.002)
农作物耕种比			-6.498** (2.076)	
农作物耕种比平方项			0.218* (0.121)	
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	64.757*** (4.288)	62.559*** (3.146)	78.569*** (5.376)	69.642*** (4.913)
拟合度/R <sup>2</sup>	0.375	0.381	0.393	0.384
样本量	1432	1432	1432	1253

## 2. 变换被解释变量

为防止使用模型估计方式不同而影响结果的稳健性，本文借鉴马俊凯等<sup>[33]</sup>的经验做法，使用多元有序选择模型进行稳健性检验。本文根据村庄的粮食种植比例进行分档赋值，分别赋值 1、2、3、4、5。其中，粮食种植比例在 0~20% 赋值为 1，21%~40% 赋值为 2，41%~60% 赋值为 3，61%~80% 赋值为 4，80% 以上赋值为 5。结果如表 5 所示，列(1)和列(2)显示，有序 Logitic 模型和 Probit 模型估计的劳动力外流比例对粮食种植比例影响依然显著为负，结果依然稳健。由于被解释变量粮食种植比例的取值范围为[0, 100]，线性模型属于受限因变量，若采用最小二乘法对模型参数进行估计是有偏的，因此采用

基于最大似然法估计原理的 Tobit 模型进一步检验估计结果<sup>[4]</sup>。估计系数的显著性与方向依然与前文研究一致，表明前文实证结果较为稳健。

表 5 改换计量模型稳健性回归估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Logitic	Probit	Tobit
劳动力外流比例	-0.001* (0.000)	-0.001** (0.000)	-0.064** (0.026)
人均耕地面积	0.335*** (0.011)	0.037*** (0.010)	1.512*** (0.452)
其他控制变量	控制	控制	控制
常数项	30.751*** (4.321)	36.323*** (5.321)	64.815*** (4.237)
拟合度/R <sup>2</sup>	0.732	0.698	0.779
样本量	1432	1432	1432

注：表中 Logitic、Probit 模型估计参数为边际系数。

## 五、机制分析

上文分析结果表明，全国层面和小麦主产区劳动力外流对粮食种植比例没有显著影响<sup>⑥</sup>，并未观察到劳动力外流促进种植结构“驱粮化”的要素替代效应，其原因在于，受气候和地理地形因素制约，小麦主产区的复种指数和种植面积本身非常稳定；水稻主产区劳动力外流对粮食种植比例有显著负向影响，基本验证了上文的理论分析结论。针对上述研究结果，本文进一步从要素替代和土地流转两种机制进行分析和检验。

### (一) 土地细碎化和地形条件对要素替代的制约

实现机械替代劳动力要素的关键在于耕地的“宜机化”以及土地细碎化程度，这两个关键因素都受到农作物种植地区地形地貌的影响。水稻主产区在长江流域及以南地区以及东北地区，地形地貌以山地、丘陵为主<sup>[34]</sup>。在山地、丘陵地区，土地细碎化的主要原因是自然条件下地形的限制，降低土地细碎化的成本很高，难度较大<sup>[35]</sup>。土地细碎化会严重抑制农户购买农用机械的行为，且户主外出打工的时间越长，购买农业机械的可能性就越低<sup>[36]</sup>。可见，在山地和丘陵地区土地细碎化会严重影响机械化、规模化农业生产。如表 6 所示，水稻主产区的农作物耕种收综合机械化率以及农业机械平均动力均低于小麦主产区，小麦主产区的机械化生产水平远高于水稻主产区，水稻主产区的农机化水平低导致机械耕种替代劳动要素的难度加大。

表6 水稻和小麦主产区的综合机械化水平的演变趋势

年份	农作物耕种收综合机械化率		农业机械平均动力	
	水稻	小麦	水稻	小麦
2010	0.507	1.085	0.499	0.842
2011	0.587	1.097	0.527	0.877
2012	0.587	1.111	0.559	0.901
2013	0.604	1.127	0.553	0.927
2014	0.631	1.149	0.576	0.971
2015	0.651	1.165	0.592	1.007
2016	0.686	1.129	0.581	0.810
2017	0.683	1.130	0.583	0.915
2018	0.692	1.131	0.583	0.921

注：农作物耕种收综合机械化率(%)=机耕率×40%+机播率×30%+机收率×30%；农业机械平均动力=农业机械总动力/农作物播种面积。  
数据来源：中华人民共和国农业农村部。

本文所采用农村观察点样本中，水稻主产区仅有34%的村庄样本在平原，丘陵以及山地的比例分别为41.9%和24.1%，而小麦主产区则有54%的样本在平原。综上所述，由于水稻主产区以丘陵、山地居多，劳动力外流后促进种植结构“趋粮化”的要素替代效应难以实现。此外，土地细碎化产生的一个重要原因是公平优先和兼顾效率的耕地分配制度。基于公平原则，质量更高的土地被分割得越来越细，这种土地分配方式导致地块面积与耕地质量呈现负相关<sup>[37,38]</sup>。耕地质量高且细碎化程度高的农地不利于使用机械进行规模化耕种，在种粮成本日益上涨的背景下，农业生产者会理性选择种植利润更高的经济作物<sup>[39]</sup>。

## (二) 土地流转影响农业种植结构的机制检验

水稻主产区劳动力外流对粮食种植比例有显著负向影响，其中的一个重要作用机制在于，劳动力外流促进了耕地流转和规模经营，规模经营大户更加倾向于种植单季稻，从而降低了粮食种植面积比例。为印证这一判断，本文基于村庄面板数据进一步实证分析。

### 1. 劳动力外流对农地流转的影响

首先基于村庄面板数据，构造劳动力外流对农地流转率的回归模型<sup>⑩</sup>，估计结果见表7。列(1)和列(2)分别为水稻主产区未增加和增加控制变量情况下，劳动力外流对农地流转率的回归估计结果。结果显示，无论是否增加控制变量，劳动力外流比例对农地流转率的影响在10%置信水平下显著为正，这表明，水稻主产区劳动力外流比例提升会促进农地流转率上升。

表7 劳动力外流对农地流转率的回归估计结果

变量	(1)	(2)
	农地流转率	农地流转率
劳动力外流比例	0.182* (0.102)	0.166* (0.089)
控制变量	不控制	控制
拟合度/R <sup>2</sup>	0.315	0.319
样本量	1432	1432

## 2. 农地流转对粮食种植面积的影响

考虑到粮食种植面积下降导致粮食种植比例下降是劳动力外流对种植结构影响的中间机制，本文将被解释变量替换为粮食种植面积<sup>⑪</sup>。如表8的列(3)所示，农地流转率对粮食种植面积的影响在5%的置信水平下显著为负，表明农地流转率每增加1个百分点，村庄粮食种植面积平均下降11.578亩。当粮食种植面积因农地流转率提高而下降时，粮食种植比例公式的分子和分母同时变小，其数值也会变小，从而种植结构呈现“非粮化”趋势，这也印证了前文的理论分析论断。

表8 农地流转率对粮食种植面积的回归估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	OLS	FE	RE
农地流转率	-19.095** (4.012)	-11.448** (5.212)	-11.578** (4.866)
控制变量	控制	控制	控制
拟合度/R <sup>2</sup>	0.456	0.332	0.376
样本量	1432	1432	1432

## 3. 农地流转对复种指数的影响

上文理论分析表明，水稻主产区种植大户基于成本收益考虑更倾向于种植单季稻，农地流转率提高将会降低粮食复种指数。为印证这一看法，本文基于现有村庄面板数据构造农地流转率对粮食复种指数的回归模型进行分析<sup>⑫</sup>。表9列(3)结果显示，农地流转率对复种指数的估计系数为-0.127，且在10%水平下显著为负，表明农地流转率每上升1个百分点，复种指数下降0.127个百分点，农地流转率的提升显著降低了粮食复种指数。

表9 农地流转率对复种指数的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	OLS	RE	RE
农地流转率	-0.194*** (0.071)	-0.167** (0.076)	-0.127* (0.075)
控制变量	控制	未控制	控制
拟合度/R <sup>2</sup>	0.149	0.106	0.174
样本量	1432	1432	1432

综上所述，不同于小麦主产区，水稻主产区劳动力外流对粮食种植比例有显著负向影响。主要原



因在于，土地细碎化和地形条件制约了机械对劳动力的要素替代水平，而劳动力大量流动带来的土地流转又影响了粮食种植面积和复种指数。

## 六、结论与政策建议

本文基于要素替代和土地流转视角，使用全国农村固定观察点 2004—2018 年村级面板数据，实证研究了农村劳动力外流对粮食种植比例的影响效应和机制。研究表明：相悖于现有文献，整体上劳动力外流对粮食种植比例的影响不显著，但基于水稻主产区样本估计结果显示，劳动力外流对粮食种植比例有显著负向影响，且经过多重稳健性检验这一结论依然成立。原因在于，水稻主产区的土地细碎化和地形条件制约了机械对劳动力的要素替代，而水稻主产区劳动力外流带来的土地流转率提高，引起劳动力成本和土地租金成本的大幅提升，又降低了粮食播种面积和粮食复种指数。

本文研究结论对如何促进农业种植结构“趋粮化”和保障国家粮食安全等具有一定的政策启示。在全国粮食总产多年连增但增长乏力，农村农业人口老龄化和人口女性化不断加深的背景下，劳动力外流并不会“自动”产生要素替代效应，相关部门应高度重视农村劳动力长期持续外流带来复种指数下降及其对国家粮食安全造成的负面影响。

党和国家始终将粮食总量安全放在首位，当前，正在推行的政策路径有两条：一是实现严格耕地用途管制，推进各种“还耕”等行政手段，把禁止耕地“非农化”、防止耕地“非粮化”和增加耕地面积作为主要手段和目标；二是在保证现有耕地面积和用途不变的情况下，通过提高粮食复种指数，进而增加种植面积和粮食产量。但禁止耕地“非农化”下，实施严格的耕地占补平衡政策导致一些地方大面积开发新耕地，过度推进“退林还耕”和“退绿还耕”，忽视新耕地的位置和质量，出现新耕地“上山下沟”和“边开发边撂荒”等现象<sup>[27]</sup>。这不仅破坏生态环境，也造成严重的资源浪费和加剧了财政负担。因此，在耕地面积增长潜力有限和粮食单产提升难度加大的形势下，应高度重视水稻主产区“双改单”问题，增加耕地复种指数和提升粮食种植面积才是保障我国粮食增产稳产的重要途径。首先，在加强耕地保护和守牢耕地和永久基本农田保

护红线基础上，充分利用已有的高质量“旧”耕地，改革和完善耕地占补平衡制度，将粮食复种指数纳入耕地保护责任目标考核奖惩机制。其次，改革和完善农业支持政策，鼓励粮食种植大户调整种植模式，将提升种植面积和复种指数纳入奖补范围。考虑到水稻主产区种粮大户“单改双”意愿不强，政策效果不佳，完善奖补政策推行“单季稻+冬小麦”等模式也是一种可能的政策路径<sup>⑨</sup>。最后，加快推进土地细碎化治理和宜机化改造等为重要内容的土地整治。在一些机械化作业难度大和社会化服务水平较低的山地、丘陵山区，加大土地集中整治力度为要素顺畅替代创造条件。在兼顾农民收入增加、生态保护和国家粮食安全等多方利益和诉求的基础上，将“藏粮于地”战略落到实处，走兼顾生态保护和粮食安全的耕地内涵式集约利用模式。

### 注释：

- ① 有研究发现，部分地区农户加大化肥和农药的使用量来维持粮食产量（王子成，农村劳动力外出降低了农业效率吗？[J]. 统计研究，2015，32（3）：54-61）。
- ② 本文采用村庄汇总数据可以较好地避免数据尺度和理论分析不匹配问题。
- ③ 数据来源：通过《中国统计年鉴》计算 2000—2020 年小麦与水稻播种面积之和与粮食播种面积之比得出相关结论。
- ④ 数据来源：通过《全国农村经济情况统计资料》《中国农村经营管理统计年报》《中国农村政策与改革统计年报》计算得出相关结论。其中，外出务工劳动力是指年度内离开本乡镇到外地从业，全年累计达 3 个月以上的农村劳动力。
- ⑤ 数据来源：2013 年全国土地调查公报。
- ⑥ 相关数据资料见历年《全国农产品成本收益资料汇编》，其中，2000—2020 年，河南、四川和安徽省的粮食种植比例均低于 1。
- ⑦ 被解释变量粮食种植比例用村庄主粮作物种植面积与总种植面积之比来度量，其中总种植面积是指农民家庭本年度实际种植或移植农作物的面积，包括粮食作物、经济作物和其他作物播种面积，粮食作物种植面积包括水稻、小麦、玉米、大豆四大主粮作物的种植面积之和，有关变量和指标界定见《全国农村固定观察点调查数据汇编（2000—2009 年）》。
- ⑧ 水稻主产区：辽宁省、吉林省、黑龙江省、上海市、江苏省、浙江省、安徽省、福建省、江西省、湖北省、湖南省、广东省、广西壮族自治区、海南省、重庆市、四川省、贵州省、云南省。小麦主产区：北京市、天津市、河北省、山西省、内蒙古自治区、山东省、河南省、西藏自治区、陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区。样本村的分类根据实际情况做调整。



如安徽省北部地区样本村为小麦主产区, 江淮和南部地区样本村设定为水稻主产区。

- ⑨ 本文出现主回归不显著, 分回归显著的情形是实证研究中常见现象, 其中一个重要原因是分组数据的属性恰好相反, 合成一个样本会相互抵消, 探寻实证结果的原因和做出合理的解释非常重要。
- ⑩ 限于篇幅, 本节有关模型设定和控制变量说明等未在文中展示, 下同。
- ⑪ 篇幅有限, 该回归结果未在文中展示。
- ⑫ 粮食复种指数使用粮食种植面积与耕地面积之比来度量。
- ⑬ 农村调查发现, 种粮大户只种植单季稻的情况比较普遍, 如果不是天灾等导致种粮收益受损, 一般不会考虑再种植一季冬小麦弥补经济损失。除了小麦种植收益一般、田地肥力损耗、小富即安心理等因素外, 劳动力短缺也是重要原因。

### 参考文献:

- [1] 陈锡文. 当前农业农村的若干重要问题[J]. 中国农村经济, 2023(8): 2-17.
- [2] 陈锡文. 构建新型农业经营体系刻不容缓[J]. 求是, 2013(22): 38-41.
- [3] 谢玲红, 张琛, 郭军. “无人种地”问题再辨析[J]. 中州学刊, 2022(7): 44-52.
- [4] 刘乃全, 刘学华. 劳动力流动、农业种植结构调整与粮食安全——基于“良田种树风”的一个分析[J]. 南方经济, 2009(6): 15-24.
- [5] TAYLOR J E, YUNEZ-NAUDE A. The returns from schooling in a diversified rural economy[J]. American journal of agricultural economics, 2000, 82(2): 287-297.
- [6] WOUTERSE F. Migration and technical efficiency in cereal production: evidence from Burkina Faso[J]. Agricultural economics, 2010, 41(5): 385-395.
- [7] GONZALEZ-VELOSA C. Essays on migration and agricultural development[D]. University of Maryland, 2011.
- [8] 王翌秋, 陈玉珠. 劳动力外出务工对农户种植结构的影响研究——基于江苏和河南的调查数据[J]. 农业经济问题, 2016, 37(2): 41-48, 111.
- [9] 胡雪枝, 钟甫宁. 农村人口老龄化对粮食生产的影响——基于农村固定观察点数据的分析[J]. 中国农村经济, 2012(7): 29-39.
- [10] 薛庆根, 王全忠, 朱晓莉, 等. 劳动力外出、收入增长与种植业结构调整——基于江苏省农户调查数据的分析[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2014, 14(6): 34-41.
- [11] 仇童伟, 罗必良. 种植结构“趋粮化”的动因何在?——基于农地产权与要素配置的作用机理及实证研究[J]. 中国农村经济, 2018(2): 65-80.
- [12] 李克乐, 杨宏力. 劳动力转移、土地流转和溢出效应对农户种植结构的影响[J]. 湖南科技大学学报(社会科学版), 2021, 24(5): 77-89.
- [13] 檀竹平, 洪伟杰, 罗必良. 农业劳动力转移与种植结构“趋粮化”[J]. 改革, 2019(7): 111-118.
- [14] 钱文荣, 郑黎义. 劳动力外出务工对农户农业生产的影响——研究现状与展望[J]. 中国农村观察, 2011(1): 31-38, 95, 97.
- [15] 钱龙, 袁航, 刘景景, 等. 农地流转影响粮食种植结构分析[J]. 农业技术经济, 2018(8): 63-74.
- [16] 林坚, 李德洗. 非农就业与粮食生产: 替代抑或互补——基于粮食主产区农户视角的分析[J]. 中国农村经济, 2013(9): 54-62.
- [17] 刘亮, 章元, 高汉. 劳动力转移与粮食安全[J]. 统计研究, 2014, 31(9): 58-64.
- [18] 钟甫宁, 陆五一, 徐志刚. 农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗?——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析[J]. 中国农村经济, 2016(7): 36-47.
- [19] 黄祖辉, 王建英, 陈志刚. 非农就业、土地流转与土地细碎化对稻农技术效率的影响[J]. 中国农村经济, 2014(11): 4-16.
- [20] 郑旭媛, 徐志刚. 资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例[J]. 经济学(季刊), 2017, 16(1): 45-66.
- [21] KUIPER M. Village modeling: a Chinese recipe for blending general equilibrium and household model[M]. The Netherlands: Wageningen University, 2005.
- [22] 李强. 中国外出农民工及其汇款之研究[J]. 社会学研究, 2001, 16(4): 64-76.
- [23] 齐元静, 唐冲. 农村劳动力转移对中国耕地种植结构的影响[J]. 农业工程学报, 2017, 33(3): 233-240.
- [24] 张倩, 许泉, 王全忠, 等. 补贴政策与农户稻作制度选择——基于湖南省微观调研的证据[J]. 产业经济研究, 2016(6): 89-99.
- [25] 陈风波, 丁士军. 农村劳动力非农化与种植模式变迁——以江汉平原稻农水稻种植为例[J]. 南方经济, 2006(9): 43-52.
- [26] 王全忠, 陈欢, 张倩, 等. 农户水稻“双改单”与收入增长: 来自农村社会化服务的视角[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(3): 153-162.
- [27] 蒋敏, 李秀彬, 辛良杰, 等. 南方水稻复种指数变化对国家粮食产能的影响及其政策启示[J]. 地理学报, 2019, 74(1): 32-43.
- [28] 江光辉, 胡浩. 工商资本下乡会导致农户农地利用“非粮化”吗?——来自 CLDS 的经验证据[J]. 财贸研究, 2021, 32(3): 41-51.
- [29] 马俊凯, 李光泗. 农地确权、要素配置与种植结构: “非粮化”抑或“趋粮化”[J]. 农业技术经济, 2023(5): 36-48.

(下转第 87 页)